

ارتباط بین تورم، رشد اقتصادی و رشد نقدینگی در ایران با استفاده از مدل VARMA-MGARCH

محسن ابراهیمی^۱، فرشید عفتی باران^۲، کبری مفتخر دریائی نژاد^۳

دریافت: ۱۳۹۲/۱۱/۱۴ پذیرش: ۱۳۹۳/۳/۳۰

چکیده

متغیرهای کلان اقتصادی از جمله تورم، رشد اقتصادی و نقدینگی با توجه به اهمیتی که برای کشورهای در حال توسعه دارند از حساسیت بالایی برخوردار می‌باشند و نوسانات این متغیرهای کلیدی می‌تواند این کشورها را با مشکلات فراوانی مواجه نماید. علاوه بر این، اطلاع از وضعیت آتی متغیرها و نحوه اثرگذاری آنها بر یکدیگر می‌تواند نقش مؤثری در تدوین سیاست‌های اقتصادی دولت داشته باشد. مدل‌های زیادی برای تبیین انتقال نوسانات بین متغیرهای کلان اقتصادی وجود دارد که ما در این پژوهش با استفاده از مدل‌های خود توضیح میانگین متحرک برداری (VARMA) و خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته چند متغیره (MGARCH)، نحوه ارتباط و اثرگذاری سه متغیر رشد نقدینگی، رشد اقتصادی و تورم را مدل‌سازی کردیم. نتایج تحقیق که با استفاده از نرم‌افزار Stata ۱۲ محاسبه شده است، نشان داد طی سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۱ با توجه به مدل بهینه (۱،۱) VARMA-MGARCH، رشد نقدینگی و رشد اقتصادی تأثیر متقابل بر یکدیگر دارند و هر دو متغیر بر تورم به طور مستقیم اثرگذارند.

واژگان کلیدی: تورم، رشد اقتصادی، رشد نقدینگی، VARMA، MGARCH.

طبقه‌بندی JEL: Q۳۰ و E۳۷ و C۵۳.

^۱ دکترای اقتصاد، دانشیار، عضو هیأت علمی دانشگاه بوعلی سینا همدان (نویسنده مسئول)، Mm-ebrahimi@bafu.ac.ir

^۲ کارشناسی ارشد اقتصاد انرژی دانشگاه علامه طباطبایی، Farshidefati@yahoo.com

^۳ کارشناسی ارشد اقتصاد مالی دانشگاه صنعتی شریف، Moftakhar.a@gmail.com

با توجه به اینکه در سال‌های اخیر شاهد نابسامانی‌های زیادی در رابطه با متغیرهای کلان اقتصادی در کشورمان بودیم لذا بررسی رابطه بین متغیرهای مذکور می‌تواند راه حل مناسبی برای کاهش مشکلات پیش رو و آمادگی مواجهه با تغییرات ناگهانی در یکی از این متغیرها باشد، به‌ویژه متغیر تورم که در حال حاضر اکثر متغیرهای اقتصادی را تحت تأثیر قرار داده‌است. جهت شناسایی ارتباط بین متغیرهای اقتصادی لازم است که نحوه ارتباط بین بازده و تلاطم^۴ (واریانس شرطی بازده) آنها را بررسی و مدل‌سازی کنیم. تاکنون برای مدل‌سازی میان‌گروهی از متغیرهای اقتصادی، مدل‌های زیادی ارائه و به‌کارگرفته شده‌است. از انواع این مدل‌ها می‌توان به مدل‌های خانواده VAR^۵ اشاره نمود. در زمینه مدل‌سازی تلاطم متغیرها، باید از خانواده GARCH چندمتغیره^۶ استفاده کرد. در این مقاله، هدف ما این است که به بررسی روابط بین این سه متغیر به‌پردازیم، اما نکته مهم و فرق اساسی این پژوهش با سایر مطالعات گذشته این است که در آن از مدل خود توضیح میانگین متحرک برداری (VARMA^۷) و خودرگرسیون واریانس ناهمسان شرطی تعمیم یافته چند متغیره (MGARCH) استفاده کردیم زیرا به دنبال شناسایی نحوه ارتباط همزمان سه متغیر تورم، رشد نقدینگی و رشد اقتصادی هستیم. برای این کار ابتدا پژوهش‌ها و مطالعات پیشین مطرح شده و سپس به بیان روش‌شناسی مقاله حاضر می‌پردازیم. در بخش یافته‌های پژوهش، با استفاده از داده‌های آماری روابط بین متغیرها تخمین‌زده می‌شود و در پایان نتایج حاصل از مدل‌سازی تبیین می‌گردد.

۲. مبانی نظری

با توجه به اهمیت تورم، بررسی دلایل و عوامل مؤثر بر آن اهمیت ویژه‌ای دارد. ادبیات تورم نشان می‌دهد که عوامل گوناگونی بر این متغیر مؤثر هستند که مهمترین آنها سرمایه، نیروی کار و پیشرفت تکنولوژی هستند. از سوی دیگر رشد اقتصادی که یکی از متغیرهای اساسی به‌ویژه در کشورهای در حال توسعه می‌باشد؛ به‌طور عمده تأثیر زیادی بر فرآیند تورم دارد. بنابراین در مطالعه تورم، بررسی آثار رشد اقتصادی بر آن اهمیت ویژه‌ای دارد. از منظر مکاتب اقتصادی دیدگاه‌های متفاوتی وجود دارد و رابطه تورم و رشد به صورت همسو یا متعارض بیان می‌شود.

بر اساس نظریه کینزین‌ها به واسطه‌ی عدم انعطاف‌پذیری کامل دستمزدها در کوتاه‌مدت، سیاست‌های پولی می‌توانند سطح تولید را تغییر دهند. در واقع چون دستمزدهای اسمی انعطاف کمی دارند، افزایش نقدینگی باعث افزایش سطح قیمت‌ها، کاهش میزان دستمزدهای حقیقی و به تبع آن افزایش سطح اشتغال و تولید می‌شود. بنابراین، اعمال سیاست پولی انبساطی در کوتاه‌مدت باعث افزایش سطح قیمت‌ها و سطح تولید می‌شود.

بر اساس نظریه پول‌گرایان سستی، افزایش عرضه پول (رشد نقدینگی) یا اعمال سیاست انبساطی پولی در کوتاه‌مدت می‌تواند سطح تولید را افزایش دهد؛ ولی در بلندمدت اقتصاد به حالت تعادل اولیه برمی‌گردد و آثار افزایش عرضه پول فقط در افزایش قیمت‌ها منعکس می‌شود. در مکتب پول‌گرایان جدید (فریدمن و ...) وجود انتظارات تطبیقی در کوتاه‌مدت باعث رابطه مثبت میان تورم و رشد اقتصادی می‌شود؛ ولی در بلندمدت ارتباطی بین دو متغیر نیست. کلاسیک‌های جدید نیز با طرح انتظارات عقلایی بیان می‌کنند که

۴. Volatility.

۵. Vector Auto Regression.

۶. Multivariate Generalized AutoRegressiveConditionalHeteroskedasticity(MGARCH).

۷. Vector Auto Regression Moving Average.

در کوتاه‌مدت و بلندمدت ارتباطی بین تورم و رشد اقتصادی وجود ندارد. بر اساس نظریه‌ی کلاسیک‌های جدید، اعمال سیاست پولی انبساطی اگر توسط عوامل تصمیم‌گیر اقتصادی پیش‌بینی شده‌باشد، حتی در کوتاه‌مدت نیز نتیجه‌بخش نیست و نمی‌تواند سطح تولیدات را تغییر دهد. بنابراین، سیاست‌های پولی غیر قابل انتظار در کوتاه‌مدت بر بخش حقیقی اقتصاد تأثیر می‌گذارد. ساختارگراها با بیان خصوصیات اقتصاد کشورهای در حال توسعه، از جمله چسبندگی و کشش ناپذیری‌های مختلف اقتصاد این کشورها اعتقاد به وجود رابطه مثبت میان تورم و رشد اقتصادی حداقل تا نرخ معینی از تورم را دارند.^۸

بالاترین نرخ تورم، رشد اقتصادی منفی، کمترین رشد تولید ناخالص داخلی و از بی‌کارترین کشورهای منطقه‌بودن نتیجه بررسی عملکرد اقتصاد ایران با کشورهای دیگر در خاورمیانه است.^۹ اکنون بر همه آشکار است که علاوه بر سیاست‌های اقتصادی در سال‌های گذشته، تصمیمات سیاسی نیز بر ایجاد شرایط فعلی اقتصاد کشور اثر مستقیم داشته و محدودکردن ایران در تعاملات بین‌المللی توانست نقش قابل توجهی در این اتفاق داشته باشد. اما پیش از آن‌که تحریم‌ها شکل جدی امروزی را به خود بگیرد؛ نشانه‌ها حاکی از نحیف‌ترشدن اقتصاد ایران بوده است. البته نباید از نظر دور داشت که هرچند ایران دچار محدودیت‌های تجاری شده، اما در همین مدت چندین کشور منطقه هم درگیر جنگ و تحولات سیاسی بوده‌اند که به طور قطع بر عملکرد آنها تأثیرگذار است.

پس از تورم، رشد اقتصادی به عنوان شاخص کلان دیگر همواره مورد بررسی کارشناسان برای شناسایی عملکرد دولت‌ها بوده است. این شاخص موجب ارتقای سطح زندگی مردم و همچنین افزایش آزادی‌های آنها در انتخاب می‌شود. رشد اقتصادی ماحصل رشد مستمر تولید ناخالص داخلی و تغییرات ساختاری از نظر سهم بخش‌های عمده اقتصادی در تولید ملی است که روند رو به گسترش تعطیلی واحدهای تولیدی از کاهش این دو شاخص حکایت می‌کند. در شاخص رشد اقتصادی هم ایران آخرین کشور منطقه شد. در بین این کشورها، عراق، افغانستان، ازبکستان، ترکمنستان و کویت با عددی ۱۱، ۷، ۷، ۹/۶ و ۵/۶ درصد، بیشترین رشد اقتصادی را در سطح منطقه تجربه کرده‌اند.^{۱۰} این درحالی است که ایران در سال ۲۰۱۲، از لحاظ رشد اقتصادی، رتبه ۲۳ کشورهای منطقه و ۱۶۴ کشورهای جهان را با رشد ۰.۳۶ درصدی کسب کرد و رشد اقتصادی ایران حدود چهار واحد درصد از میانگین منطقه کمتر بوده است. افول رشد اقتصادی در اثر ضعف بنگاه‌های تولیدی حادث شد. آماری که دستگاه‌های رسمی دولت اعلام کرده‌اند نشان می‌دهد در سال ۱۳۹۱ حدود چهارهزار واحد صنعتی تعطیل شده و حدود هزار و ۷۵۰ واحد صنعتی دچار اختلال در تولید شده‌اند که ناگزیرند نیروی کار خود را تعدیل کنند. آماری که به گفته تحلیل‌گران اقتصادی با واقعیت فاصله بسیاری داشته و با کوچک‌نمایی اعلام شده است.^{۱۱}

متغیرهای کلان اقتصادی نظیر رشد اقتصادی، تورم و نقدینگی با سطح اشتغال و بی‌کاری رابطه مستقیم دارد. به همین دلیل در ارزیابی عملکرد دولت‌ها نسبت به روند تغییر و تحولات شاخص بی‌کاری حساسیت بالایی وجود دارد. بررسی این شاخص نشان می‌دهد ایران در خاورمیانه با رقم ۶۲/۱۵ درصد نرخ بیکاری در جایگاه بیست‌وسوم و پیش از گرجستان به عنوان آخرین کشور منطقه ایستاده است. همچنین کشورهای ازبکستان، کویت و قزاقستان با اعداد ۰.۲، ۲ و ۶/۵ درصد کمترین نرخ بیکاری را داشته‌اند.^{۱۲}

^۸. تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران، دادگر و همکاران، ۱۳۸۵.

^۹. پایگاه خبری تحلیلی اقتصادی تراز ۳۹۷۸۲/ <http://www.taraznews.com/content/39782>

^{۱۰}. همان منبع

^{۱۱}. همان منبع

^{۱۲}. پایگاه خبری تحلیلی اقتصادی تراز ۳۹۷۸۲/ <http://www.taraznews.com/content/39782>

از سوی دیگر حرکات بلندمدت همزمان بین رشد نقدینگی و تورم در طیف وسیعی از کشورها در دوره‌های زمانی مختلف به اثبات رسیده است؛ به طوری که می‌توان به مطالعات لوکاس (Lucas, ۲۰۰۸)، سارجنت و سوریکو (Surico and Sargent, ۲۰۰۸) و بناتی (Benati, ۲۰۰۹) اشاره کرد. این مطالعات نشان می‌دهند که رشد حجم پول گذشته، حاوی اطلاعات مفیدی درباره تورم آینده است؛ به طوری که روابط سطحی و ساده‌ای از چنین ارتباطی را ارائه می‌کنند. با این حال، در سال‌های اخیر در بیشتر کشورهای در حال توسعه، ارتباط بین رشد نقدینگی و تورم تضعیف شده است و روابط قوی پیش‌بینی، به منظور استنتاج نتایج سطحی از اثرگذاری حجم پول (و طیف وسیعی از دیگر متغیرها) برای آینده تضعیف شده است. تجربه نشان داده که تورم با نقدینگی رابطه مستقیم دارد و با افزایش نقدینگی، باید منتظر تورمی بالا در کشور بود. در واقع در مقابل هر میزان رشد نقدینگی، باید ارائه کالا و خدمات در جامعه افزایش یابد و اگر این توازن ایجاد نشود، تورم ایجاد می‌شود.

۳. پیشینه تحقیق

ارتباط متغیرهای اقتصادی به لحاظ تئوریک و سیاست‌گذاری پراهمیت می‌باشد زیرا شناخت دقیق این روابط به عنوان یک نهاده بسیار مهم در بکارگیری سیاست‌های داخلی و خارجی اقتصاد کلان محسوب می‌شود. بررسی رابطه همزمان بازده و تلاطم سه متغیر تورم، رشد نقدینگی و رشد اقتصادی در قالب مدل‌های VARMA-MGARCH امکان پذیر است. در زمینه مدل‌های VARMA تحقیقات و پژوهش‌های بسیار اندکی انجام شده که در زیر به خلاصه‌ای از آنها اشاره می‌کنیم. دافور و پلتیر^{۱۳} (۲۰۰۲) در مقاله‌ای به بررسی کاربرد مدل VARMA در مدل‌های خطی پرداختند و تشریح کردند که چگونه در مدل‌های مونت کارلو می‌توان مدل VARMA را برآورد کرد. زادرنی^{۱۴} (۱۹۹۳) در مقاله خود بیان کرد که مدل‌های VARMA از تخمین‌زننده حداکثر درست‌نمایی استفاده می‌کنند و به همین خاطر همواره مانا^{۱۵} و معکوس‌پذیر^{۱۶} می‌باشند و روشی که برای مدل VARMA به کار برده است روش کالمن فیلتر^{۱۷} می‌باشد. وی ثابت کرد برای محاسبه مدل VARMA می‌توان از مدل فضا حالت استفاده کرد. سامارجیت^{۱۸} (۲۰۰۳) در مقاله‌ای به بررسی رابطه بین متغیرهای پول، قیمت و تولید در هند با استفاده از مدل VARMA پرداخت. وی از آزمون‌های گرانجر، یوهانسن و هانسن برای بررسی وجود رابطه میان سه متغیر اصلی خود استفاده کرد. گوستاوو^{۱۹} (۲۰۰۲) با استفاده از مدل VARMA به پیش‌بینی متغیرهای کلان اقتصادی با استفاده از داده‌های خرد و کلان پرداخت. کاشا (۲۰۰۴) در مقاله خود به بررسی مدل‌های VARMA پرداخت و بیان کرد که مدل‌های VARMA به دلیل این‌که از تخمین‌زننده‌های حداکثر درست‌نمایی گوسی استفاده می‌کنند از مدل‌های ساده VAR کارا تر هستند و برای بررسی متغیرهای کلان اقتصادی مناسبتر می‌باشند.

^{۱۳}. Dufour and Pelletier (۲۰۰۲).

^{۱۴}. Zdrozny (۱۹۹۳).

^{۱۵}. Stationary.

^{۱۶}. Invertible.

^{۱۷}. Kalman Filter.

^{۱۸}. SAMARJIT DAS.

^{۱۹}. Gustavo F. Dias (۲۰۰۲).

مدل‌های GARCH چندمتغیره برای مدل‌سازی واریانس ناهمسان شرطی برداری از بازده‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد که تعمیمی از همان مدل‌های واریانس ناهمسان خودهمبسته‌ی شرطی^{۲۰} تک‌متغیره می‌باشد. اولین بار انگل^{۲۱} (۱۹۸۲) مدل‌های واریانس ناهمسان خودهمبسته‌ی شرطی را برای نمایش دیرپایی شوک‌های تلاطم پیشنهاد کرد و بلسلو^{۲۲} (۱۹۸۶) به تعمیم مدل‌های واریانس ناهمسان خودهمبسته‌ی شرطی پرداخت و زمینه‌ی بسط مدل‌های ARCH را فراهم نمود. با مطالعه انگل (۱۹۹۰) در زمینه‌ی بررسی ارتباط میان بازارهای پولی، مدل‌سازی سرایت تلاطم در میان بازارها، مطرح گردید و توسعه‌ی این مدل‌سازی‌ها پس از مطالعات هامائو، ماسولیس و ان جی^{۲۳} (۱۹۹۰)، کومتوس و بوت^{۲۴} (۱۹۹۵) پیرامون ارتباط میان بازارهای سهام بین‌المللی، رواج یافت و مدل‌های GARCH به ابزار استاندارد جهت شناسایی سرایت تلاطم در سری‌های زمانی تبدیل شدند. بیشتر مقالاتی که از مدل GARCH چندمتغیره استفاده کرده‌اند به بررسی سرایت تلاطم بین بازارهای مالی پرداخته‌اند برای مثال می‌توان به مطالعه‌ی کشاورز حداد و مفتخر^{۲۵} (۱۳۹۱) اشاره نمود که با بهره‌گیری از مدل‌های VAR-MGARCH نشان دادند سرایت بازده و تلاطم بین بازارهای طلا، ارز و سهام، در برآورد سنجه‌های ریسک سبد دارایی‌ها نقش بسزایی دارد.

انتقال نوسانات بین متغیرها، اقتصاددانان را ترغیب می‌نماید که با مدل‌سازی این روابط، ریسک ناشی از تغییرات غیرمنتظره در هر یک از متغیرهای اقتصادی را کمینه کنند. برای دستیابی به این هدف باید جوانب مختلف انتقال نوسانات بین شاخص‌های اقتصادی را شناسایی و مدل‌سازی نمود.

۴. روش تحقیق

در این مقاله برای تخمین مدل VARMA از مدل فضا حالت استفاده کردیم که خود از متدولوژی کالمن فیلتر استفاده می‌کند.

مدل‌های VARMA همواره با تخمین زنده‌های حداکثر درست‌نمایی سازگار می‌باشند. تحت شرایط عادی، تخمین زنده‌های حداکثر درست‌نمایی گوسی، همواره مانا و معکوس‌پذیرند. مدل VARMA از مدل‌های تک‌متغیره ARMA تشکیل می‌شود. یک مدل VARMA(p,q) می‌توان به صورت معادله (۱) بیان کرد:

$$\Phi(L)y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad (1)$$

که در آن $\theta(L) = I - \theta_1 L - \dots - \theta_q L^q$ و $\phi(L) = I - \phi_1 L - \dots - \phi_p L^p$ به صورت دو ماتریس چند جمله‌ای $k \times k$ می‌باشند. ما فرض می‌کنیم که این دو ماتریس چند جمله‌ای هیچ پارامترهای مشترکی با هم ندارند. در غیر اینصورت مدل، مدل ساده و ناقصی می‌شود. شرط لازم و کافی مانایی ضعیف برای y_t همان است که برای مدل VAR(p) با ماتریس چند جمله‌ای $\theta(L)$ می‌باشد. برای $0 < \nu$ ، عنصرهای (i, j) ماتریس ضرایب Φ_ν و θ_ν بوسیله وابستگی خطی y_{1t} به $y_{j,t-\nu}$ و $\varepsilon_{j,t-\nu}$ اندازه‌گیری می‌شوند. اگر عناصر (i, j) برای ماتریس ضرایب AR و MA صفر باشند، پس y_{it} به مقادیر وقفه y_{it} بستگی ندارد. که این

^{۲۰}. Autoregressive conditional heteroskedasticity (ARCH)

^{۲۱}. Engle (۱۹۸۲).

^{۲۲}. Bollerslev (۱۹۸۶).

^{۲۳}. Hamao, Masulis and Ng (۱۹۹۰).

^{۲۴}. Koutmos and Booth (۱۹۹۵).

^{۲۵}. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه صنعتی شریف، ۱۳۹۱.

موضوع بیان می‌کند مدل VARMA وجود ندارد. به عبارت دیگر زمانی که حتی Y_{it} به مقادیر وقفه Y_{it} بستگی نداشته باشد ضرایب غیر صفر ماتریس AR و MA می‌تواند وجود داشته باشد. ما فرض می‌کنیم که مدل پایدار، معکوس‌پذیر و قابل تشخیص است. و این حاکی از آن است که در حالت ماتریسی عوامل مشترکی بین ماتریس‌های چند جمله‌ای وجود ندارد. (لوتکپول^{۲۶}، صفحات ۲۴۸-۲۴۶).

برای بررسی و تخمین مدل‌های VARMA روش‌های مختلفی از جمله مدل ILS^{۲۷} و فضا حالت وجود دارد. که ما در این مقاله از مدل فضا حالت استفاده کرده‌ایم.

مدل فضا حالت

یکی از شیوه‌ها در بهبود خطای مدل‌های بکار گرفته شده در تخمین سری‌های زمانی استفاده از فیلتر کالمن می‌باشد. فیلتر کالمن از مدل‌سازی سیستم‌های پویا در فضای حالت نشأت گرفته است و اساس عملکرد آن بر تحلیل بازگشتی سیستم بر طبق مشاهده ورودی‌ها و خروجی‌های آن و تخمین آینده است. با توجه به اینکه فیلتر کالمن هم در موقعیت‌های مانا و نامانا به‌کار گرفته شده است. که می‌توان از این فیلتر در جهت بهبود خطای مدل در بررسی رابطه سری‌های زمانی در بازه کوتاه‌مدت استفاده کرد. در مجموع این‌گونه می‌توان گفت که فیلتر کالمن مجموع خطا را بهبود می‌بخشد. این بهبود خطا در کوتاه‌مدت بهتر از بلندمدت است. زیرا مدل‌های دیگر در حوالی میانگین سری زمانی را دنبال می‌کنند و میزان خطای بلندمدت آنها نسبت به کوتاه‌مدت کم می‌شود. ولی فیلتر کالمن همواره در پی سری زمانی اصلی است.

دو مزیت عمده، برای مدل فضا حالت وجود دارد. اول این‌که این نوع مدل‌ها، این امکان را فراهم می‌آورند که متغیرهای مشاهده نشده هم در تخمین مدل مورد استفاده قرار گیرند و هم اینکه بتوان آنها را در مدل تخمین زد. دوم اینکه می‌توان این مدل‌ها را به‌وسیله الگوریتم بازگشتی قوی مانند کالمن فیلتر مورد تحلیل قرار داد.

اگر Y_t ماتریس متغیرهای مشاهده شده در زمان t و $(n \times 1)$ باشد می‌توان مدل‌های جدیدی از Y_t ، بر روی متغیرهای غیر قابل مشاهده β_t مشخص کرد که این معادله در صورت نوشته شدن به بردار حالت^{۲۸} مشهور است.

معادله فضا حالت مربوط به Y_t به صورت سیستم معادلات زیر مشخص می‌شود:

$$Y_t = A'X_t + H'\beta_t + w_t \quad (۲)$$

$$\beta_{t+1} = F\beta_t + v_{t+1} \quad (۳)$$

که در آن F ، A' و H' ماتریس پارامترها و به ترتیب با ابعاد $(r \times r)$ ، $(n \times k)$ و $(n \times r)$ می‌باشند و X_t بردار $(k \times t)$ و شامل متغیرهای برونزا و از قبل تعیین شده می‌باشد (این بردار می‌تواند متغیرها و وقفه‌های Y_t را نیز شامل شود). معادله (۲) به معادله مشاهدات^{۲۹} و معادله (۳) به معادله حالت^{۳۰} مشهور است.

همچنین بردارهای $v_t (r \times 1)$ و $w_t (n \times 1)$ نوفه سفید^{۳۱} هستند:

۲۶. Lutkepohl ۱۹۹۳.

۲۷. Iterative Reweighted Least Square.

۲۸. State Vector.

۲۹. Observation Equation.

۳۰. State Equation.

$$E(v_t v_t') = \begin{cases} Q, & t = \tau \\ \cdot, & t \neq \tau \end{cases} \quad (4)$$

$$E(w_t w_t') = \begin{cases} R, & t = \tau \\ \cdot, & t \neq \tau \end{cases} \quad (5)$$

به طوری که Q و R ، به ترتیب، ماتریس‌هایی با ابعاد $(r \times r)$ و $(n \times n)$ می‌باشند. همچنین فرض می‌شود که جزء اخلاص v_t و w_t ، در تمامی وقفه‌هایشان با هم همبستگی ندارند.

متدولوژی کالمن فیلتر

الگوریتم کالمن فیلتر از یک سیستم مدل خطی برای کنترل متغیرهای ورودی سیستم و اندازه‌گیری‌های متعدد پی‌درپی برای تخمین مقادیر مختلف سیستم استفاده می‌کند که این روش بهتر و کاراتر از سایر روش‌های تخمین است که به تنهایی اندازه‌گیری می‌کند. تمام اندازه‌گیری‌ها و محاسبات بر اساس مدل‌هایی می‌باشد که با درجات مختلف تخمین زده می‌شود.

متدولوژی کالمن فیلتر یک معادله توضیحی در زمان k در نظر می‌گیرد که به صورت معادله (۶) بیان می‌شود:

$$x_k = F_k x_{k-1} + B_k u_k + w_k \quad (6)$$

که در آن F_k تابع تغییرات توضیحی بوده و برای توضیح متغیر قبلی یعنی x_k استفاده می‌شود. B_k که برای کنترل ماتریس u_k استفاده می‌شود، تابع کنترل می‌باشد. w_k ماتریس جزء اخلاص است که فرض می‌شود دارای تابع توزیع نرمال چندمتغیره با میانگین صفر و واریانس Q_k می‌باشد.

$$w_k \sim N(\cdot, Q_k) \quad (7)$$

در زمان k مشاهدات (اندازه‌گیری‌ها) z_k برای ماتریس توضیحی صحیح x_k بر اساس معادله (۸) بدست می‌آید:

$$z_k = H_k x_k + v_k \quad (8)$$

که v_k ماتریس جزء اخلاص با میانگین صفر و واریانس R_k می‌باشد.

$$v_k \sim N(\cdot, R_k) \quad (9)$$

فرض می‌شود که ماتریس‌های توضیحی اولیه و ماتریس جزء اخلاص $\{x_0, w_1, \dots, w_k, v_1, \dots, v_k\}$ همگی متقابلاً مستقل از هم هستند.

بسیاری از سیستم معادلات پویای واقعی، به دقت این الگوریتم نمی‌باشند. دلیل این امر آن است که سیستم معادلات پویای مدل‌سازی نشده به متغیرهای ورودی بستگی دارد؛ بنابراین می‌توان الگوریتم پیش‌بینی آن را بی‌ثبات (واگرا) دانست.

برای مدل‌سازی تلاطم برداری از متغیرها می‌توان از فرآیندهای GARCH چندمتغیره استفاده کرد. برای بررسی این مدل‌ها در ابتدا، برداری از بازده n متغیر را در نظر بگیرید که به صورت معادله ۱۰ نشان داده می‌شود:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu_t(\theta) + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= H_t^{1/2} z_t \end{aligned} \quad (10)$$

^{۳۱}. White Noise.

که در آن $\mu_t(\theta)$ بردار میانگین شرطی^{۳۲} و θ بردار متناهی از پارامترها می‌باشد و $H_t^{1/2}$ یک ماتریس $N \times N$ مثبت معین و Z_t یک بردار تصادفی با بعد $N \times 1$ است که گشتاور مرتبه اول و دوم آن به صورت رابطه ۱۱ فرض می‌شود.

$$E(Z_t) = 0, \quad Var(Z_t) = I_N \quad (11)$$

ماتریس مثبت معین H_t نشان دهنده‌ی ماتریس واریانس شرطی بردار بازدهی‌ها^{۳۳} می‌باشد که مدل‌سازی آن با بهره‌گیری از مدل‌های GARCH چندمتغیره امکانپذیر می‌باشد. این مدل‌ها به سه دسته کلی تقسیم می‌شوند:

۱. GARCH چندمتغیره استاندارد که تعمیمی از مدل‌های GARCH تک‌متغیره هستند و مدل‌های VEC^{34} ، $BEKK^{35}$ در طبقه قرار دارند.

۲. ترکیب‌های خطی از مدل‌های GARCH تک‌متغیره.

۳. ترکیب غیرخطی از مدل‌های GARCH تک‌متغیره که مدل‌های همبستگی شرطی ثابت^{۳۶} (CCC) و پویا^{۳۷} (DCC) از زیر مجموعه‌های این دسته‌اند.

در این مقاله برای مدل‌سازی واریانس شرطی‌بازده سه متغیر تورم، رشد نقدینگی و رشد اقتصادی، نخست از متداول‌ترین مدل GARCH چندمتغیره، یعنی مدل $BEKK(p,q)$ انگل و کرونر^{۳۸} (۱۹۹۵) استفاده می‌کنیم که معادله واریانس شرطی در این مدل عبارت است از:

$$H_t = C.C' + \sum_{i=1}^p A_i(\varepsilon_{t-i}\varepsilon'_{t-i})A_i' + \sum_{j=1}^q B_j H_{t-j} B_j' \quad (12)$$

که در آن $H_t = [h_{ij,t}]$ ماتریس معین مثبت متقارن است و C ، ماتریس پائین مثلثی و A_i ، B_j ماتریس ضرایب نامحدود (اثرات ARCH و GARCH) هستند که عناصر این ماتریس‌ها اثر سرایت تلاطم را مشخص می‌کنند.

علاوه بر مدل BEKK که تاکنون بحث شد، بلرسلو (۱۹۹۰)، مدلی را معرفی می‌کند که در آن همبستگی‌های شرطی در طول زمان ثابت بوده و بنابراین کواریانس‌های شرطی متناسب با حاصل ضرب انحراف معیارهای شرطی مربوطه هستند. نمایش این مدل به صورت رابطه ۱۳ قابل تصور است:

$$H_t = D_t R_t \quad (13)$$

که در آن $D_t = \text{diag}(h_{11,t}^{1/2}, \dots, h_{NN,t}^{1/2})$ و $H_{ii,t}$ ها واریانس شرطی دارای $\rho_{ii} = 1$ و همچنین $R = (\rho_{ij})$ یک ماتریس مثبت معین متقارن است به طوری‌که $\forall i \rho_{ii} = 1$. در این مدل همبستگی‌ها در طول زمان ثابت در نظر گرفته می‌شوند.

^{۳۲}. $\mu_t = E(r_t | F_{t-1})$.

^{۳۳}. $Var(r_t | I_{t-1}) = Var_{t-1}(\varepsilon_t) = H_t^{1/2} Var_{t-1}(z_t)(H_t^{1/2})' = H_t$.

^{۳۴}. Vector Error Correction.(VEC).

^{۳۵}. Baba, Engle, Kraft and Kroner.(BEKK).

^{۳۶}. Constant Conditional Correlation(CCC).

^{۳۷}. Dynamic Conditional Correlation(DCC).

^{۳۸}. Engle & Kroner (۱۹۹۵).

۵. معرفی داده‌ها

متغیرهای مورد استفاده در این پژوهش تورم (رشد قیمت‌ها)، رشد اقتصادی و رشد نقدینگی (رشد حجم پولی) می‌باشند؛ یعنی هر سه متغیر مورد استفاده، رشد هستند. داده‌ها از سایت بانک مرکزی ایران و بانک جهانی برای سال‌های ۱۳۵۳ تا ۱۳۹۱ دریافت گردیده است.

نمودار (۱) مربوط به روند تغییرات متغیرهای تورم، رشد اقتصادی و رشد نقدینگی برای ایران طی سال‌های مذکور می‌باشد.



نمودار ۱ - نمودار روند تغییرات تورم، رشد اقتصادی و رشد نقدینگی در ایران

مأخذ: یافته‌های تحقیق

همان‌طور که در نمودار (۱) مشخص است روند تغییرات سه متغیر تقریباً یکسان است. در این نمودار و در کل مقاله **inf** بیانگر تورم، **mg** بیانگر رشد نقدینگی و **gr** بیانگر رشد اقتصادی می‌باشد.

۶. یافته‌های پژوهش

برای آزمون دقیق مانایی سری زمانی از آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته استفاده شد. نتایج آزمون دیکی-فولر تعمیم یافته برای متغیرها در جدول (۱) قابل ملاحظه است.

جدول ۱- آزمون ریشه واحد برای سری‌های مربوطه

متغیر	آماره t	احتمال
تورم	آماره دیکی فولر	۰.۰۰۱
	مقدار بحرانی	-۳.۶۸
	در سطح ۱٪	-۲.۹۷*
	در سطح ۵٪	-۲.۶۲
رشد اقتصادی	آماره دیکی فولر	۰.۰۰۰
	مقدار بحرانی	-۳.۶۸*

	-۲.۹۷	در سطح ۵٪		رشد نقدینگی
	-۲.۶۱	در سطح ۱۰٪		
۰.۰۰۰	-۴.۱۱		آماره دیکی فولر	
	-۳.۶۸*	در سطح ۱٪	مقدار بحرانی	
	-۲.۹۷	در سطح ۵٪		
	-۲.۶۱	در سطح ۱۰٪		

مأخذ: یافته‌های تحقیق

نتایج مانایی نشان داد که تورم در سطح ۵٪ با عرض از مبدأ، رشد اقتصادی در سطح ۱٪ بدون عرض از مبدأ و رشد نقدینگی در سطح ۱٪ با عرض از مبدأ مانا هستند.

برای بررسی رابطه بین متغیرها ابتدا باید درجه خود رگرسیون و میانگین متحرک مدل را با استفاده از معیارهای مختلف تعیین کرد. در جدول (۲) نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه ملاحظه می‌شود.

جدول ۲- نتایج حاصل از تعیین وقفه بهینه توسط معیارهای مختلف

وقفه	FPE	AIC	HQIC	SBIC
۰	۱.۹e -۰۷	-۶.۹۶	-۶.۹۱	-۶.۸۲ *
۱	۱.۳e -۰۷ *	-۷.۳۷ *	-۷.۱۹ *	-۶.۸۱ *
۲	۱.۷e -۰۶	-۷.۰۶	-۶.۷۵	-۶.۰۹
۳	۱.۴e -۰۶	-۷.۳۴	-۶.۸۹	-۵.۹۵
۴	۱.۷e -۰۶	-۷.۲۱	-۶.۶۲	-۵.۴
۵	۲.۱e -۰۶	-۷.۱۷	-۶.۴۵	-۴.۹۵

مأخذ: یافته‌های تحقیق

۴ معیار استفاده شده در این نرم افزار برای تعیین وقفه بهینه جزو مهمترین معیارها می‌باشند. در این معیارها هر وقفه که کمترین عدد معیار را داشته باشد به عنوان وقفه بهینه تعیین می‌شود. همانطور که از جدول (۲) مشخص است بر اساس تمام معیارها، وقفه یک بهینه می‌باشد.

اکنون می‌توان مدل VARMA(۱,۱) را تشکیل داد.

$$\begin{cases} inf_t = \alpha_1 inf_{t-1} + \beta_1 gr_{t-1} + \gamma_1 mg_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{1,t-1} + \varepsilon_{1,t} \\ gr_t = \alpha_2 inf_{t-1} + \beta_2 gr_{t-1} + \gamma_2 mg_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{2,t-1} + \varepsilon_{2,t} \\ mg_t = \alpha_3 inf_{t-1} + \beta_3 gr_{t-1} + \gamma_3 mg_{t-1} + \theta_3 \varepsilon_{3,t-1} + \varepsilon_{3,t} \end{cases} \quad (14)$$

$$\begin{bmatrix} inf_t \\ gr_t \\ mg_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \beta_1 & \gamma_1 \\ \alpha_2 & \beta_2 & \gamma_2 \\ \alpha_3 & \beta_3 & \gamma_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} inf_{t-1} \\ gr_{t-1} \\ mg_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1 & \cdot & \cdot \\ \cdot & \theta_2 & \cdot \\ \cdot & \cdot & \theta_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \varepsilon_{3,t} \end{bmatrix} \quad (15)$$

حال بایستی خودرگرسیون و میانگین متحرک با یک وقفه را برای متغیرها با استفاده از مدل ARMA آزمون کرد. نتایج حاصل در جداول ۳ تا ۶ ملاحظه می‌شود.

جدول ۳- نتایج حاصل از تخمین فرایند $ARMA(1,1)$ برای تورم

متغیر	توضیحات	ضریب	انحراف معیار	احتمال
C	عرض از مبدأ	۰.۱۸	۰.۰۲۱	۰.۰۰۰
$MA(1)$	جمله اخلاص با یک وقفه	۰.۵۸	۰.۱۶	۰.۰۰۱
آماره‌ها	Likelihood	مقدار آکاییک	آماره شوارتز	
	۴۲.۷۷	-۷۹.۵	-۷۴.۸۱	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۴- نتایج حاصل از تخمین فرایند $ARMA(1,1)$ برای رشد اقتصادی

متغیر	توضیحات	ضریب	انحراف معیار	احتمال
$AR(1)$	رشد اقتصادی با یک وقفه	۰.۵۳	۰.۱۴	۰.۰۰۰
آماره‌ها	Likelihood	مقدار آکاییک	آماره شوارتز	
	۴۶.۹۹	-۱۹.۹۹	-۱۶.۸۲	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۵- نتایج حاصل از تخمین فرایند $ARMA(1,0)$ برای رشد نقدینگی

متغیر	توضیحات	ضریب	انحراف معیار	احتمال
C	عرض از مبدأ	۰.۲۸	۰.۰۳۹	۰.۰۰
$AR(1)$	رشد نقدینگی با یک وقفه	۰.۶۸	۰.۱۴	۰.۰۰
آماره‌ها	Likelihood	مقدار آکاییک	آماره شوارتز	
	۴۰.۷۷	-۷۵.۵۴	-۷۰.۷۹	

مأخذ: یافته‌های تحقیق

مرتبه بهینه‌ی مدل‌های $ARMA$ با استفاده از معیارهای آکاییک و بی‌زی- شوارتز انتخاب شده‌اند و مدل بهینه می‌باشند. در گام بعد با استفاده از آزمون علیت بایستی رابطه متغیرها را با یکدیگر بررسی کرد تا متوجه شد کدام متغیرها با یکدیگر رابطه دارند. در واقع با استفاده از آزمون علیت به بررسی رابطه علت و معلولی بین متغیرها می‌پردازیم. که ما از آزمون علیت گرنجر استفاده کردیم و نتایج در جدول (۶) قابل مشاهده است. نتیجه آزمون در دوره مورد بررسی نشان می‌دهد که رشد اقتصادی

و رشد نقدینگی، هر دو بر تورم تاثیرگذارند. رشد نقدینگی بر رشد اقتصادی تاثیرگذار است ولی تورم بر رشد اقتصادی تاثیری ندارد. و همچنین رشد اقتصادی بر رشد نقدینگی تاثیرگذار است اما تورم بر رشد نقدینگی تاثیری ندارد.

جدول ۶- آزمون علیت مربوط به بررسی رابطه متغیرها

متغیر مستقل	متغیر وابسته	آماره χ^2	احتمال
تورم	رشد اقتصادی	۱۱.۵۵	۰.۰۰۱
	رشد نقدینگی	۶.۷۴	۰.۰۰۹
رشد اقتصادی	تورم	۰.۱۳	۰.۷۰۹
	رشد نقدینگی	۳.۷۳	۰.۰۵
رشد نقدینگی	تورم	۰.۱۰۳	۰.۷۴
	رشد اقتصادی	۴.۲۶	۰.۰۳

مأخذ: یافته‌های تحقیق

بنابراین مدل VARMA بصورت زیر بدست می‌آید.

$$\begin{cases} inf_t = C_1 + \beta_1 gr_{t-1} + \gamma_1 mg_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \varepsilon_t \\ gr_t = \beta_2 gr_{t-1} + \gamma_2 mg_{t-1} + \varepsilon'_t \\ mg_t = C_2 + \beta_3 gr_{t-1} + \gamma_3 mg_{t-1} + \varepsilon''_t \end{cases} \quad (16)$$

$$\begin{bmatrix} inf_t \\ gr_t \\ mg_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_1 \\ \cdot \\ C_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \cdot & \beta_1 & \gamma_1 \\ \cdot & \beta_2 & \gamma_2 \\ \cdot & \beta_3 & \gamma_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} inf_{t-1} \\ gr_{t-1} \\ mg_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_1 & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t-1} \\ \varepsilon'_{t-1} \\ \varepsilon''_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_t \\ \varepsilon'_t \\ \varepsilon''_t \end{bmatrix} \quad (17)$$

همان‌طور که قبلاً گفته شد برای تخمین ضرایب مدل VARMA در این پژوهش از مدل فضا حالت استفاده کرده‌ایم. مدل فضا حالت از متدولوژی کالمن فیلتر و تخمین زنده‌های حداکثر درست‌نمایی^{۳۹} استفاده می‌کند که توضیحات آن در قسمت روش تحقیق ارائه شد. برای استفاده از مدل فضا حالت بایستی به جای متغیرهای اصلی در معادله ۳ از متغیر u_{it} استفاده کرد. پس مدل فضا حالت را ایجاد می‌کنیم.

$$\begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{\Delta t} \\ u_{\varphi t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cdot & \beta_1 & \gamma_1 & 1 & \cdot & \cdot \\ \cdot & \beta_2 & \gamma_2 & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \beta_3 & \gamma_3 & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1,t-1} \\ u_{2,t-1} \\ u_{3,t-1} \\ u_{\Delta,t-1} \\ u_{\varphi,t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & 1 & \cdot \\ \cdot & \cdot & 1 \\ \theta_1 & \cdot & \cdot \\ \cdot & \theta_2 & \cdot \\ \cdot & \cdot & \theta_3 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix} \quad \text{State Equation} \quad (18)$$

$$\begin{pmatrix} Inf_t \\ gr_t \\ mg_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & 1 & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & 1 & \cdot & \cdot & \cdot \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \\ u_{3t} \\ u_{\Delta t} \\ u_{\varphi t} \end{pmatrix} \quad \text{Observation Equation} \quad (19)$$

نتایج حاصل از تخمین مدل VARMA(1,1) در جدول ۷ قابل ملاحظه است.

جدول ۷ - نتایج تخمین مدل VARMA(1,1)

Z-statistic	Std. Err	ضرایب
۳.۹۶	۰.۰۴	C .=۰.۱۸
۲.۰۷	۰.۰۴	C _۱ =۰.۰۸
۲.۵۰	۰.۱۹۶	β _۱ =۰.۰۶
۰.۰۵	۰.۱۵	γ _۱ =۰.۰۰۷
۲.۴۴	۰.۱۵	β _۲ =۰.۳۸
۱.۸	۰.۰۴	γ _۲ =۰.۰۷
-۰.۲۷	۰.۲۵	β _۳ = -۰.۰۶
۴.۵۸	۰.۱۵	γ _۳ =۰.۷۱
۴.۱۱	۰.۱۴	θ _۱ =۰.۶۱

	Coefficient	Std. Err	Z-statistic
Variance(u _۱)	۰.۰۰۵	۰.۰۰۱	۴.۲۴
Variance(u _۲)	۰.۰۰۳	۰.۰۰۰۹	۴.۲۳

مأخذ:	۴.۲۳	۰.۰۰۱	۰.۰۰۶	Variance(u_t)	یافته- تحقیق
-------	------	-------	-------	-------------------	-----------------

نتیجه تخمین مدل VARMA(1,1) نشان می‌دهد که C_1 و C_2 به ترتیب عرض از مبدأ معادلات تورم و نقدینگی هستند. θ_1 ضریب MA در معادله تورم می‌باشد. β_1 نشان می‌دهد به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در رشد اقتصادی، تورم ۰.۰۶ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. γ_1 نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در رشد نقدینگی، تورم ۰.۰۷ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. β_2 نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در رشد اقتصادی دوره قبل، رشد اقتصادی در دوره حال ۰.۳۸ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. γ_2 نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در رشد نقدینگی، رشد اقتصادی ۰.۰۷ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد. β_3 نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در رشد اقتصادی، رشد نقدینگی ۰.۰۶ درصد کاهش (افزایش) می‌یابد. همچنین γ_3 نشان می‌دهد که به ازای یک درصد افزایش (کاهش) در رشد نقدینگی دوره قبل، رشد نقدینگی دوره حال ۰.۷۱ درصد افزایش (کاهش) می‌یابد.

برای تعیین مرتبه بهینه‌ی مدل BEKK و CCC از معیار بیزی شوارتز استفاده می‌کنیم و با توجه به نتایج جدول ۸ و ۹ مدل-های بهینه عبارتند از BEKK(1,1) و CCC(1,1)، زیرا کمترین مقدار معیار بیزی شوارتز را دارند.

جدول ۸- مقایسه مدل‌های مختلف BEKK(p,q) بر مبنای معیارهای اطلاعاتی متفاوت

وقفه	AIC	Likelihood	SBIC
(1,1)	*-۶۷.۳۴	۵۷.۶۷	-۲۹.۳۴
(2,1)	-۵۰.۵۵	۵۸.۲۷	۱.۷۱
(2,2)	-۵۱.۵۱	۵۹.۷۵	۲.۳۲

مأخذ: یافته‌های تحقیق

جدول ۹- مقایسه مدل‌های مختلف CCC(p,q) بر مبنای معیارهای اطلاعاتی متفاوت

وقفه	AIC	Likelihood	SBIC
(1,1)	*-۱۵۰.۴۵	۸۴.۲۲	-۱۳۶.۱۹
(2,1)	-۱۲۹.۴۱	۷۶.۷۱	-۱۱۰.۴۱
(2,2)	-۱۲۰.۱۹	۷۵.۱۰	-۹۶.۴۴

مأخذ: یافته‌های تحقیق

هر یک از ضرایب ARCH و GARCH برآورد شده در مدل BEKK(1,1) نشان‌دهنده‌ی سرایت تلاطم از یک متغیر به متغیر دیگر هستند. عبارت ARCH(p,q) به معنای اثر ARCH متغیر p بر q تفسیر می‌شود و نشان‌دهنده‌ی اخبار ناشی از تلاطم دوره‌های قبل است و عبارت GARCH(p,q) که پیش‌بینی اخیر واریانس بوده و نشان‌دهنده‌ی تلاطم دوره‌های قبل می‌باشد، به وسیله‌ی واریانس گذشته اندازه‌گیری می‌شود. همان‌طور که جدول ۱۰ نشان می‌دهد تمامی درایه‌های ماتریس ضرایب نامحدود معادله ۱۲ معنادارند. بنابراین اثر سرایت بین سه متغیر رشد نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی مشهود می‌باشد.

جدول ۱۰. نتایج برآورد مدل $BEKK(1,1)$ برای متغیرهای رشد نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی با فرض توزیع نرمال

چند متغیره

A_{33}	A_{23}	A_{13}	A_{32}	A_{22}	A_{12}	A_{31}	A_{21}	A_{11}	درایه‌های ماتریس A_1
۰.۳	۰.۰۰۹	۰.۰۶	۰.۰۱	۰.۳۰	۰.۰۰۸	-۰.۰۱	۰.۰۱	۰.۳۰	مقدار برآورد
۰.۳	۰.۴۷	۱.۴۴	۰.۴۰	۰.۳۶	۰.۵۴	۰.۲۴	۳	۰.۴۳	خطای استاندارد
B_{33}	B_{23}	B_{13}	B_{32}	B_{22}	B_{21}	B_{31}	B_{21}	B_{11}	درایه‌های ماتریس B_1
۰.۸	-۰.۰۵	۰.۰	۰.۰۰۳	۰.۸	-۰.۰۱	-۰.۰۱	۰.۰۲	۰.۹۱	مقدار برآورد
۰.۶	۱.۳	۲.۰۶	۰.۳۳	۰.۶۳	۰.۸	۰.۲۶	۰.۵۶	۰.۷۵	خطای استاندارد
			C_{33}	C_{32}	C_{22}	C_{31}	C_{21}	C_{11}	درایه‌های ماتریس پایین مثلی
			۰.۰۰۱	۰.۰۱	۰.۰۲۲	۰.۰۲۵	۰.۰۸	۰.۰۲	مقدار برآورد
			۱۶.۴۱	۰.۶۶	۰.۱۴	۰.۳۹	-	۰.۱۷	خطای استاندارد
*با توجه به معادله ۱۲، درایه‌های ماتریس A_1 نشان دهنده اثرات ARCH مرتبه یک و درایه‌های ماتریس B نشان‌دهنده اثرات GARCH مرتبه یک هستند.									

معناداری درایه‌های ماتریس‌های A_1 و B_1 در مدل $CCC(1,1)$ حاکی از سرایت تلاطم در متغیرهای رشد اقتصادی، تورم و رشد نقدینگی است که این سرایت تلاطم از طریق واریانس گذشته‌ی هر متغیر به واریانس دوره حال همان متغیر است و با توجه به ضرایب همبستگی شرطی ثابت برآورد شده بین سه متغیر مورد نظر در جدول ۱۲، ماتریس واریانس شرطی طبق معادله ۱۳ قابل محاسبه خواهد بود.

جدول ۱۱. نتایج برآورد مدل $CCC(1,1)$ برای متغیرهای رشد نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی با فرض توزیع نرمال

چند متغیره

A_{33}	A_{22}	A_{11}	درایه‌های ماتریس A_1
۰.۲۸	۰.۶۰	۰.۴۸	مقدار برآورد
B_{33}	B_{22}	B_{11}	درایه‌های ماتریس B_1
۰.۷۵	-۰.۱۶	-۰.۶۰	مقدار برآورد

*درایه‌های ماتریس قطری A_i اثرات ARCH(i) را نشان می‌دهند.
 درایه‌های ماتریس قطری B_i اثرات GARCH(i) را نشان می‌دهند.

جدول ۱۲. نتایج برآورد ماتریس همبستگی شرطی ثابت در مدل $CCC(1,1)$ برای متغیرهای رشد نقدینگی، تورم و

رشد اقتصادی

$$\hat{R} = \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} & \rho_{13} \\ \rho_{21} & \rho_{22} & \rho_{23} \\ \rho_{31} & \rho_{32} & \rho_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0.895 & 0.600 \\ 0.895 & 1 & 0.404 \\ 0.600 & 0.404 & 1 \end{bmatrix}$$

\hat{R} تخمین ماتریس همبستگی شرطی ثابت در معادله‌ی ۱۳ برای مدل $CCC(1,1)$ با فرض توزیع نرمال چندمتغیره برای بردار متغیرهای رشد نقدینگی، تورم و رشد اقتصادی است.

ρ_{1j} ضریب همبستگی شرطی ثابت بین رشد نقدینگی و سایر متغیرها را نشان می‌دهد.

ρ_{2j} ضریب همبستگی شرطی ثابت بین تورم و سایر متغیرها را نشان می‌دهد.

ρ_{3j} ضریب همبستگی شرطی ثابت بین رشد اقتصادی و سایر متغیرها را نشان می‌دهد.

۷. بحث و نتیجه‌گیری

انتقال نوسان از یک متغیر به سایر متغیرهای اقتصادی، این انگیزه را در پژوهشگران ایجاد می‌کند که برای افزایش دقت مدل‌های اقتصادی، به روابط بین متغیرها توجه بیشتری کنند. شناخت دقیق ارتباط بین متغیرهای اقتصادی، مدل‌سازی را تقویت کرده و سیاست‌گذاری بر مبنای این مدل‌ها، قابلیت اعتماد بالاتری خواهد داشت. لذا در این مقاله در پی شناسایی ارتباط بین سه متغیر تورم، رشد نقدینگی و رشد اقتصادی از مدل‌های VARMA-MGARCH بهره گرفتیم.

نتایج حاصل از مدل‌سازی حاکی از آن است که تورم تحت تأثیر رشد نقدینگی و رشد اقتصادی سال گذشته می‌باشد و به طور همزمان رشد نقدینگی تابعی از وقفه‌ی خود و وقفه‌ی گذشته‌ی رشد اقتصادی است و نیز رشد اقتصادی تحت تأثیر وقفه‌ی دوره قبل خود و رشد نقدینگی قرار دارد. بنابراین سرایت نوسانات از متغیر حجم نقدینگی با یک وقفه به رشد اقتصادی و تورم می‌باشد. با توجه به وجود همبستگی شرطی بین سه متغیر تورم، رشد اقتصادی و رشد نقدینگی، که توسط مدل‌های MGARCH توضیح داده شد، همواره در مدل‌سازی هر یک از این متغیرها باید به دو متغیر دیگر نیز توجه کرد چرا که ارتباط معناداری بین این سه متغیر قابل تصور است. با توجه به نتایج حاصل از مدل VARMA-MGARCH با در نظر گرفتن شوک‌های یکسان وارد شده به متغیرهای رشد نقدینگی و رشد اقتصادی، سرایت شوک وارد شده بر رشد نقدینگی به تورم بیشتر از سرایت همان شوک از رشد اقتصادی بر تورم است. بنابراین کوچکترین تغییری در رشد نقدینگی به سرعت بر تورم اثر می‌گذارد. اگر هدف سیاست‌گذار ایجاد ثبات در قیمت‌هاست می‌توان از نقدینگی و رشد اقتصادی به عنوان متغیرهای ابزاری استفاده نمود. البته در نحوه‌ی سیاست‌گذاری باید به علیت دو سویه‌ی رشد نقدینگی و رشد اقتصادی نیز توجه داشته باشد و جهت تثبیت قیمت‌ها، نباید از اثر سرایت بین متغیرهای کلان اقتصادی غفلت نماید.

منابع:

- کتابی، احمد. (۱۳۶۰)، تورم، ماهیت عامل و آثار آن، انتشارات مؤلف.
- عظیمی، حسین. (۱۳۸۹)، مدارهای توسعه نیافتگی در اقتصاد ایران، انتشارات نی، ویرایش اول، چاپ یازدهم.
- پژوهان، جمشید و همکاران. (۱۳۸۶). «یک الگوی ساختاری VAR برای اقتصاد ایران، پژوهشنامه اقتصادی». سال دهم / شماره اول / ص ۸۷-۱۱۳
- دادگر، یداله؛ کشاورز حداد، غلامرضا؛ تیاترج، علی؛ «تبیین رابطه تورم و رشد اقتصادی در ایران». مجله جستارهای اقتصادی / سال سوم / شماره پنجم / ص ۵۹-۸۸.
- کشاورز حداد، غلامرضا، مفتخر دریائی نژاد، کبری، «تأثیر سرایت بازده و تلاطم در برآورد ارزش در معرض ریسک سبد دارایی متشکل از طلا، ارز و سهام»، پایان نامه، ۱۳۹۱.
- پایگاه خبری تحلیلی اقتصادی تراز <http://www.taraznews.com>
- ZADROZNY. P.A., S. NIY:TNIK (۱۹۹۴). Kalman-Filtering Methods for Computing Information Matrices for Time-Invariant, Periodic, and Generally Time-Varying VARMA Models and Samples, Computers Math. Applic. Vol. ۲۸, No. ۴, pp. ۱۰۷-۱۱۹.
- Zadrozny. P.A. (۱۹۹۰). Estimating a multivariate ARMA model with mixed-frequency data: An application to forecasting U.S. GNP at monthly intervals, Working Paper No. ۹۰-۶, Research Department, Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Dufour. J.M., and Pelletier. D.(۲۰۰۲). LINEAR METHODS FOR ESTIMATING VARMA MODELS WITH AMACROECONOMIC APPLICATION. Joint Statistical Meetings - Business & Economic Statistics Section.
- Eigner. F. (۲۰۰۹). Multivariate forecasting with VAR models.
- BoubacarMainassara. Y., Francq. C., (۲۰۱۱). Estimating structural VARMA models with uncorrelated but non-independent error terms. Journal of Multivariate Analysis ۱۰۲ (۲۰۱۱) ۴۹۶-۵۰۵.
- W.T.M. Dunsmuir, E.J. Hannan, ۱۹۷۶. Vector linear time series models, Advances in Applied Probability ۸ ۳۳۹-۳۶۴.
- Iutkepohl. H., Claesser. N., (۱۹۹۷). Analysis of cointegrated VARMA processes. Journal of Econometrics ۸۰ ۲۲۳-۲۳۹.
- rukker. D. M. (۲۰۰۹). New multivariate time-series estimators in Stata ۱۱.
- Tsay. R. S. (۲۰۰۵). Analysis of Financial Time Series, Second Edition.